

升學機會與家庭背景

駱明慶*

本文探討家庭背景對個人升學機率的影響，如何隨著整體就學機會的增加而變化。首先，我們以一個簡單模型說明，當就學機會增加之後，家庭背景對個人就學機率的影響，視當時就學比例的高低而定。當就學比例偏低（夠高）時，就學機會的繼續增加會使得家庭背景的影響增強（減弱）。其次，使用1978–2001年的「人力資源調查」資料，對各個升學階段的實證結果，與模型的預期相當一致。此外，就個人就讀大學的機率而言，家庭背景的影響力增加的走勢與整體大學升學機會的增加亦步亦趨。父或母為老師的影響，在1997–2001年間甚至高達11.75%，比父母親教育程度的影響都大。最後，對照考試成績與家庭背景的正向關係，現行公私立大學間學生學費負擔與政府對公私立學校補助的差異，其實是一種反向的所得重分配。

關鍵詞：升學機會，家庭背景，大學教育，學費

JEL 分類代號： H23, I21, I28, J24

1 前言

戰後我國教育制度在管制就學機會上的變革，除了1968年開始實施的「九年國民義務教育」，讓國小畢業生都有免試升學的機會之外，當屬教育部自1987年開始，對於大學設立的鬆綁，使得大學數目和學生人數都快速增加。在學校數目方面，除了接收自日本政府和由大陸遷台的學校之外，1986年以前新設的大學寥寥可數。舉例而言，1966年時我國獨立學院與大學共有21所，其中公立學校9所、私立學校12所。9所公立學校中，除了接收自日本政府的台灣大學、

*作者為國立台灣大學經濟學系副教授。email: luohm@ccms.ntu.edu.tw。作者感謝兩位匿名評審和簡錦漢教授的意見與建議。

省立台中農學院與省立法商學院(合併為中興大學)、省立台南工學院(成功大學)和省立師院(師範大學)等4所之外,只成立了政治大學(1954)、清華大學(1956)、交通大學(1958)、中央大學(1962)和省立海洋學院(海洋大學1964)等5所大學。在12所私立學校方面,能夠獲准設立者,大都與教會有關,如東吳大學(1954)、東海大學(1955)、中原理工學院(1955)、逢甲工商學院(1961)、輔仁大學(1961)和靜宜文理學院(1963)等6所;或者是醫學院,如高雄醫學院(1954)、中國醫藥學院(1958)和台北醫學院(1960)等3所;以及淡江文理學院(1958)、中國文化學院(1962)和大同工學院(1963)等3所。¹

由於政策對新設大學的管制,20年後의1986年,我國的大學仍然只有28所。1967–1986年間新增的7所學校中,公立學校有高雄師範學院(1967)、省立教育學院(彰化師範大學1971)、台灣工業技術學院(1974)、陽明醫學院(1975)、中山大學(1980)和藝術學院(1982)等6所;私立學校則只有1所醫學院,即中山醫學院(1977)。²1987年起教育部開始逐步開放新大學的設立,並大規模核准專科學校改制為技術學院或大學,大學數目於是迅速增加。如表1所示,大學數目在1990年增加為46所,1995年再增至60所,到了2001年,大學總數達到135所。³

另一方面,就學生人數而言,表1也顯示,1966年時學生人數為65,245人,相當於當時19–22歲人口的8.9%。雖然1986年時大學生人數增加為184,729人,但此時19–22歲人口也增加至1,557,100人,大學生總數仍只相當於19–22歲人口的11.86%。1987年大學大量擴張之後,不但學校數目增加,新的學制例如二年制技術學院,⁴也使教育統計中大學生的人數快速增加。1990年時,大學生總數增為239,082人,相當於當時19–22歲人口的15.85%。1995年時學生人數再增為314,499人,到了2001年,包含二年制技術學院以及日夜間部的大學生總數達到677,171人,相當於當時19–22歲人口的比例也高達42.12%。但是,仔細觀察1995年之後的學生人數演變,我們會發現教育統計中大學生總人數的快速增加,與專科改制技術學院之後,招收大量專科畢業學生的二年

¹中國文化學院的創辦人張其昀,創校前曾擔任過教育部長。淡江文理學院前身為1950年成立的淡江英語專科學校,創辦人為張建邦父親張鳴,張鳴於1951年1月病逝,張建邦母親張居瀛久接任校長,後由張建邦繼承。大同工學院創辦人為大同公司董事長林挺生。

²其中較具規模的中山大學,首任校長為李煥。

³快速增加的大學有相當大一部分是由專科學校改制而來,1986年時專科學校數目有77所,2001年只剩下19所,減少了58所。

⁴由五專畢業生就讀2年後,授予學士學位。

表 1: 大學校數、學生人數與就學比例

年度	1966	1972	1978	1986	1990	1995	2001
大學校數 ¹							
總計	21	23	26	28	46	60	135
公立	9	11	13	15	26	34	50
私立	12	12	13	13	20	26	85
大學生人數 ¹							
總計	65,245	109,827	145,210	184,729	239,082	314,499	677,171
公立	32,539	50,250	59,532	69,251	99,373	131,276	195,610
私立	32,706	59,577	85,678	115,478	139,709	183,223	481,561
日間部四年制大學 1-4 年級學生數 ¹							
總計		78,435	100,386	130,927	167,876	229,171	422,946
公立		38,100	43,938	51,153	68,426	94,139	141,294
私立		40,335	56,448	79,774	99,450	135,032	281,652
年底 19-22 歲人口數 ²							
	733,077	1,321,681	1,528,348	1,557,100	1,508,063	1,475,796	1,607,713
大學生人數除以 19-22 歲人口數 (%)							
	8.90	8.31	9.50	11.86	15.85	21.31	42.12
日間部四年制大學 1-4 年級學生除以 19-22 歲人口數 (%)							
		5.93	6.57	8.41	11.13	15.53	26.31
19-22 歲人口中就讀大學的比例 (%) ³							
			7.24	9.13	11.76	16.38	27.57

資料來源: ¹ 教育部《中華民國教育統計》。

² 內政部《台閩地區人口統計》。由於單一年齡人口數的統計始於 1974 年, 我們以 1974 年時 27-30 歲的人口數和 1974 年時 21-24 歲的人口數, 來分別替代 1966 和 1972 年時 19-22 歲的人口數。

³ 作者計算自歷年主計處《人力資源調查》。

制技術學院有關, 學生總人數的增加大部分來自於二年制技術學院學生的增加。舉例而言, 1995 年時二年制技術學院的學生數只有 9,749 人, 1998 年已經增為 47,039 人, 2001 年更高達 158,097 人。如果我們只計算日間部四年制大學 1-4 年級的學生人數, 1995 年時有學生 229,171 人, 相當於 19-22 歲人口的 15.53%, 2001 年時學生人數則增加至 422,946 人, 相當於該年 19-22 歲人口的比例達到 26.31%。

不過，以上計算的學生人數實際上都包含了年齡超過 22 歲的學生，因此我們也以本文所使用的 1978–2001 年的《人力資源調查》資料中，19–22 歲人口就讀大學的比例，來描繪各世代就讀大學機會的演變。表 1 最後一行顯示，1978 年的 19–22 歲人口中，就讀大學的比例只有 7.24%，1986 年大學擴張前夕也只有 9.13%，此一比例在 1990、1995 和 2001 年，分別增加為 11.76%、16.38% 和 27.57%。1986–2001 年間，就讀大學的機率增加了 18.44%，約增加 2.5 倍。

另一方面，與政府管制就學機會相對應的是，政府開辦公立大學和所謂的「低學費」政策。雖然表 1 顯示公立大學學生占有大學生的比例逐年下降，由 1966 年的 49.6% 降至 1986 年的 37.5%，大學擴張後更持續降至 2001 年的 28.9%，政府投注在公私立學校資源的差距，仍然使得公立學校持續保持優勢的競爭地位。而所謂的「低學費」政策，當然不是學費真的便宜，而是教育成本由其他納稅人負擔。過去在討論大學聯考的公平性時，「低學費」政策也確實曾經受到質疑（楊瑩 1982），既然考上大學與父母的社經背景和所得成正相關，「低學費」政策中公立大學較私立大學為低的學費，以及政府對公立大學的大幅補助，事實上是補貼了家庭社經背景較好的公立大學學生。

經濟學分析家庭背景對個人教育成就影響的文獻，主要是在人力資本的需求與供給的架構下進行（Becker 1993, p.108）。其中，對人力資本的需求取決於受教育的邊際報酬率，而報酬率隨投資的增加而遞減。能力較強者可能因學習效果較好，而對教育投資有較高的需求。另一方面，教育投資的供給決定於利率的高低，因家庭背景或獎學金多寡的差異，取得教育基金難易程度不同，而有不同的教育基金的供給。家庭所得較高或成績優異而領有獎學生的學生，可以用較低的利率取得教育基金，因此有較大的教育基金的供給。舉例而言，其他條件不變的情形下，父母所得較高的學生，因為教育資金的供給較大，其均衡的人力資本（或教育程度）將較高；此外，如果擁有高教育程度的父母，其子女有較好的能力，而對人力資本有較大的需求，其均衡教育程度應也較高。

至於父母教育程度是透過何種機制來影響子女的教育成就，除了家庭所得與天生能力的差異外，文獻中也提及專職家庭主婦對子女人力資本累積的貢獻。Coleman (1988) 在介紹社會資本 (social capital) 的概念時，以人力資本的形成為例，將家庭內的資本分為財務資本、人力資本和社會資本。父母除了藉由提供財力為子女購買高品質的教育，直接傳遞較高的人力資本給子女外，還

可以透過與子女的密切互動，而以家庭中的社會資本去促進子女教育成就的提高。Coleman 並以高中生輟學的資料來驗證，以單親家庭、兄弟姊妹數和母親對子女的期望教育成就等變數代表的社會資本，對高中生輟學機率的影響，說明社會資本的概念在分析人力資本形成上的應用。

國內文獻關於教育成就之決定因素有許多研究，主要集中在探討大學教育機會如何受到性別、省籍和家庭背景如父母親教育程度、公務員子女教育補助費和居住地等因素的影響。首先，幾乎所有研究均發現父母教育程度會影響子女教育成就(林荔華 1982, 楊瑩 1982; 蔡裕敏 1982; 蔡淑玲 1988; Chang 1992)。在性別差異方面, Tsai, Gates and Chiu (1994) 使用 1991 年《社會變遷基本調查》的資料，發現在 1956–1971 年出生的年輕世代，男女教育成就已較前世代平等。駱明慶 (2001) 也發現，到了 1965 年出生的世代，男性上大學的優勢已經消失了。

在省籍或族群差異方面, Tsai and Chiu (1993) 和林忠正與林鶴玲 (1993) 都發現外省人相較於客家人和閩南人都有較高的教育成就，駱明慶 (2001) 發現省籍間教育成就的差異雖然逐漸縮小，但仍然顯著地存在。薛承泰 (1996) 探討國中畢業之後升高中或高職的決定因素，其研究發現外省籍子女進入普通高中的機率較本省籍子女為高。因此，省籍間就讀大學的不同機率，其實在高中高職階段就已經顯現出來了。省籍間教育成就的差異，除了父母教育程度不同外，公務員子女的教育補助費也是常被探討的因素之一。吳乃德 (1997) 發現省籍間教育成就差異的主要原因之一是，政府對外省人集中的軍公教部門子女的教育補貼。在控制了性別、年齡、父親教育程度和父親受雇部門為軍公教後，省籍對教育成就仍有顯著影響。由於該資料中並沒有「18 歲前居住地區」的資訊，無法檢驗城鄉差異的影響。一般而言，外省人較集中居住於都市地區，吳乃德因而推測城鄉差異可能也是省籍間教育成就差異的原因之一。Chang (1992) 也探討了教育補助費對子女教育成就的影響，他使用 1978–1989 年《人力運用調查》的資料，發現學費補助能提高女性就讀大學的機率，對男性的影響則不顯著。這說明了學費的補助對因家庭資源有限，教育機會較可能受到限制的女性影響較大。此外，駱明慶 (2001) 同時以父母教育程度、就業於公部門和居住地區解釋省籍間上大學機會的差異，發現以父母的公務員身份所衡量的教育補助費，隨著國民所得的提高，已經不是決定能否上大學的因素，教育補助費純粹是考上大學後對公務員家庭的一種補貼。

在城鄉差異方面，駱明慶（2001）發現，在控制了其他因素之後，居住於台北市或其他都市地區，是上大學日趨重要的決定因素。駱明慶（2002）也發現，1997–2000年間，相較於全國平均的0.89%，3.06%的台北市人口和6.10%的大安區人口會成為台大學生，台東縣的比例則只有0.19%。考上大學與省籍、父母教育程度和居住在台北市或其他城市正相關，而考上台大與這些變數的相關程度又更大。

歸納而言，關於家庭背景對個人升學機率的影響，過去的文獻有相當一致的結論。在就讀大學機會被管制的情況之下，升學與否主要由考試成績來決定，考試成績又與各項家庭背景變數，如父母教育程度、省籍、公務員身份和居住地等有關，其影響力大小或有消長，但都呈明顯的正相關。換言之，父母教育程度較高、居住在台北市與其他都市地區都有助於提高子女的就學機率。

本文旨在探討，由於政策改變所造成整體就學機率的增加，如何反過來改變家庭背景因素對個人就學機率的影響。換言之，在就學機會快速增加的過程中，家庭背景因素對個人就學機率影響的演變過程。

本文共分5節，除本節為前言之外，第2節將使用一個簡單的模型，以父親教育程度為例子，來說明當就學比例增加時，家庭背景對個人就學機率的影響將如何變化。第3節使用1978–2001年《人力資源調查》的資料，探討家庭背景對子女就讀大學機率的影響，並檢視這些影響如何隨整體就學比例的增加而變化，以驗證第2節模型的預測。第4節進一步分析家庭背景因素在其他就學階段對個人就學機率的影響，探討其如何隨就學比例的增加而變化，並驗證第2節簡單模型的預測。第5節為結論。

2 就學比例與家庭背景

本節以父親教育程度為例，使用一個簡單的模型，說明當就學機會隨政策變化時，家庭背景對個人就學機率的影響將如何變化。

首先，我國自從在1968年實施「九年國教」以後，除了國中免試升學之外，高中職以上的就學機會主要由入學考試的成績來決定。因此，某一階段升學與否，並不只決定於該階段升學考試的成績，還受前一階段是否順利升學所影響。換言之，在這個逐次陸續篩選的過程中，升大學與否，除了決定於大學聯考的成績之外，還受前一階段是否順利升上高中或者是考上高職或五專所影響。所以，本模型中所稱的「考試成績」，其實不是某個單一考試的成績，「考試成

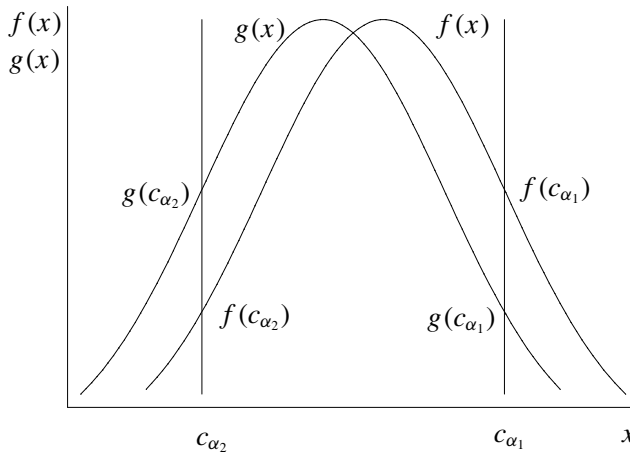


圖 1:「考試成績」的機率密度函數

績」所指的是一個歷次考試結果累積下來的總指標 (包括並未參加考試)。假設所有的人,不論是否已經停止升學,都會有這麼一個指標。一個人能否在某個階段就學,視其「考試成績」的高低而定。

以父親教育程度為例,假設除了父親教育程度之外的其他家庭背景都相同的情況下,「考試成績」為一隨機變數,其機率分配受其父親教育程度所影響。而父親的教育程度只有高、低兩類,父親為高教育程度者,子女「考試成績」之累積機率分配函數為 $F(x)$, 機率密度函數為 $f(x)$; 父親為低教育程度者,子女「考試成績」之累積機率分配函數為 $G(x)$, 機率密度函數為 $g(x)$, 假設 $F(x) \leq G(x), \forall x$ 。換言之,我們假設父親高教育程度者的「考試成績」分配 $f(x)$, 在父親低教育程度者之「考試成績」分配 $g(x)$ 的右邊,例如圖1中所表示的兩個機率密度函數。

假設父親為高教育程度者的比例為 r , 父親為低教育程度者的比例為 $1-r$, 個人能否就學完全由「考試成績」的高低來決定。當政策決定的就學比例為 α 時,如果我們定義能夠取得就學機會的最低成績為 c_α , 那麼 c_α 必須滿足下式,

$$r(1 - F(c_\alpha)) + (1 - r)(1 - G(c_\alpha)) = \alpha. \quad (1)$$

當我們針對子女是否就學,以父親高教育程度的虛擬變數做為解釋變數,進行

迴歸分析時，迴歸係數所代表的意義是，父親為高教育程度者的就學機率，與父親為低教育程度者就學機率之間的差異。換言之，迴歸係數 β 所代表的是，

$$\beta = (1 - F(c_\alpha)) - (1 - G(c_\alpha)) = G(c_\alpha) - F(c_\alpha) \geq 0.$$

由 (1) 式，我們可知如果要提高就學比例，取得就學機會的最低成績 c_c 就必須降低。換言之，

$$\frac{\partial c_\alpha}{\partial \alpha} = -\frac{1}{rf(c_\alpha) + (1-r)g(c_\alpha)} < 0.$$

因此，就學比例 α 變動對 β 的影響是，

$$\frac{\partial \beta}{\partial \alpha} = (g(c_\alpha) - f(c_\alpha)) \frac{\partial c_\alpha}{\partial \alpha} \geq 0, \quad \text{if } g(c_\alpha) \leq f(c_\alpha). \quad (2)$$

也就是說，當就學比例為偏低的 α_1 ，最低成績為圖 1 中較高的 c_{α_1} 時， $g(c_{\alpha_1}) < f(c_{\alpha_2})$ ，此時 $(\partial\beta/\partial\alpha) > 0$ ，提高就學比例會增強父親教育程度對個人就學機率的影響。反之，當就學比例提高為 α_2 ，最低成績為圖 1 中偏低的 c_{α_2} 時， $g(c_{\alpha_2}) > f(c_{\alpha_2})$ ，此時 $(\partial\beta/\partial\alpha) < 0$ ，提高就學比例會減弱父親教育程度對個人就學機率的影響。

直覺上看來，當就學比例幾乎是零時，父親是否為高教育程度即使對「考試成績」有影響，對提高個人就學機率的貢獻也不大。同樣地，當就學比例幾乎高達百分之百時，所有人都可以就學了，父親教育程度對子女就學機率也不會有重要影響。當然，現實世界中的就學比例都介於 0 與 1 之間，上面簡單的模型清楚說明當就學比例由狹小的窄門開啓時，雖然就學機會增加了，家庭背景的重要性卻會增強。但是，增強的幅度會隨著升學機會的繼續增加而遞減，當就學比例提高到某個階段之後，持續增加就學機會將使得家庭背景的邊際影響開始下降，最後當就學比例提高為 1 時，家庭背景的影響力反而會降為 0。

3 大學就學比例與家庭背景

本文使用 1978 年 1 月至 2001 年 12 月的《人力資源調查》，除了 2000 年 12 月主計處未進行調查之外，合計共有 287 個月的資料。《人力資源調查》每個月抽樣調查我國 15 歲以上人口的個人特性與就業狀態，樣本數每月約 5–6 萬人，合併歷年各月的資料，使我們有相當大量的樣本，在迴歸分析時能精確地估計

家庭背景變數對升學機率的影響，並且能夠比較迴歸係數在 1978–2001 年間的變化。

首先，我們篩選樣本中 19–22 歲的人口，來計算歷年各階段的升學比例。其次，我們以資料中「與戶長關係」，合併 19–22 歲人口與其父母的資料以及其他家庭背景變數。由於《人力資源調查》採取遞迴樣本 (sample rotating scheme) 的取樣方式，在相鄰月份以及隔年同月的資料中，會有重複選取的樣本，⁵ 我們先使用一般串連《人力資源調查》中相同樣本的方法，以家戶編號、性別、年齡、教育程度等變數來辨認相同樣本，並剔除重複樣本，以避免重複樣本的問題。⁶ 此外，由於本文要分別討論父親與母親特性對子女就學機率的影響，我們也刪除父親或母親資料不完整者。⁷ 隨著生育率的下降，每年樣本數略有減少，1978–2001 年間共有 584,338 對有完整子女與父母資料的樣本，這些樣本是以下迴歸分析的對象。

迴歸分析使用標準的 probit 模型，被解釋變數是升大學與否，解釋變數中家庭背景變數如下：

- 年齡虛擬變數：20–22 歲三個年齡虛擬變數，以 19 歲為對照組。
- 性別。男性為 1，女性為 0。

⁵感謝審查人之一對這個問題的提醒。

⁶由於主計處在 1989–1990 與 1990–1991 年間重編地區代碼，無法辨認相關年度中、隔年同月的相同樣本，我們無法完全剔除其中隔年同月的重複樣本。因此，嚴格來說，樣本中仍有部分隔年同月的重複樣本。不過，由於我們後面的迴歸分析，主要以同一年為分析單位，這個問題應該不致影響估計結果。此外，雖然在表 2 以 5 年為分析單位時，1978–1991 年這一組資料仍會有重複樣本的問題。但是若以剔除重複樣本之後、以年為單位的估計結果和包含重複樣本時的估計結果做一比較，我們發現兩者相當接近，幾乎沒有差別。換言之，重複樣本的問題應不致影響估計結果。

⁷感謝審查人之一的提醒，只選取父親與母親資料完整者可能會產生樣本篩選的問題，因為單親與雙親家庭的特性或許相當不同。我們也進一步瞭解樣本中單親家庭的比例，發現歷年的單親家庭占所有樣本的比例，並沒有顯著的上升。舉例而言，缺乏父親的單親樣本之比例，近年來雖有成長，但一直都在 8.6% 和 10.3% 之間。這可能是因為我們選取的樣本是 19–22 歲的女子，晚近所發生單親家庭增加的現象，並沒有顯著地出現在樣本中。此外，面對有樣本偏向雙親家庭的問題時，估計係數偏誤的方向與程度，理論上並不是非常清楚。因此，我們也試著採用文獻中一般處理遺漏樣本的方法，將單親家庭包含在樣本中，但加入兩個虛擬變數，分別代表缺乏父親資料和缺乏母親資料的樣本，其中缺乏父親資料者有 65,247 人，缺乏母親資料者有 39,700 人。結果發現，如附圖 1 所示的「父親教育年數」對子女就讀大學機率的影響，不僅其邊際效果之長期趨勢與只使用父母親資料完整樣本時相當類似，且效果大小也相當接近。所以，選擇使用父母親資料完整的樣本，應不致造成估計結果的顯著偏誤。

- 父、母親教育年數。教育程度之轉換為不識字者0年, 自修者3年, 國小6年, 國中9年, 高中職12年, 專科14年, 大學以上者16年。⁸
- 父或母為公務員。
- 父或母為教師。⁹
- 居住縣市: 台北市、台北縣之中永和新店、台北縣之三重板橋新莊市, 台北縣其他鄉鎮、¹⁰ 高雄市、基隆新竹等省轄市, 對照組為其他縣分。
- 居住區域: 北部、中部和南部, 以東部為對照組。北部地區包含台北縣市、基隆市、新竹縣市、宜蘭縣和桃園縣, 中部地區包括台中縣市、苗栗縣、彰化縣、南投縣和雲林縣, 南部地區包含嘉義縣市、台南縣市、高雄縣市、屏東縣和澎湖縣, 東部地區則包含花蓮縣和台東縣。

在針對每一年的資料作迴歸分析, 來觀察家庭背景因素的影響如何隨大學機會的增加而變化之前, 我們先將1978–2001年, 以大學快速擴張的1987年為交界點, 分為1978–1981, 1982–1986, 1987–1991, 1992–1996和1997–2001等大約每5年為期的5個階段, 觀察各項家庭背景因素對升大學機率的影響。由於本文的解釋變數有許多虛擬變數, 我們以下列做法來衡量虛擬變數 d 的邊際效果,

$$\text{Prob}(y = 1 | \bar{x}_{(d)}, d = 1) - \text{Prob}(y = 1 | \bar{x}_{(d)}, d = 0),$$

其中 $\bar{x}_{(d)}$ 表示變數 d 之外的其他各個變數的平均值。當解釋變數為連續變數, 如「父親教育年數」時, 我們使用傳統的 $f(\bar{x}\hat{\beta}) \cdot \hat{\beta}$ 來衡量邊際效果, 其中

⁸我們也做了以教育程度 — 國中、高中職、專科和大學, 作為虛擬變數, 結果並沒有本質上的不同。雖然使用教育年數隱含了各個教育程度階段的影響力是線性的假設, 但是父親教育年數較容易表現對子女就學機率影響之長期變化, 因此我們選擇以教育年數作為討論的對象。

⁹父或母為公務員對子女教育成就的影響, 過去研究相當一致的發現, 在給定其他相同的家庭背景之下, 公務員的子女仍有較高的機率升上大學。因此, 本文也把父或母為公務員列為解釋變數之一。至於父或母為老師, 過去研究比較少使用一變數。不過, 駱明慶 (2002) 發現, 在2000年台大法學院1–4年級學生中, 有父親和母親是老師的比例分別為9.15%和15.89%。因此, 我們也把父或母為老師列為解釋變數之一。

¹⁰我們將台北縣再細分, 主要是因為過去的研究發現, 台北縣幅員遼闊, 縣內各鄉鎮市之間相異性甚大。駱明慶 (2002) 發現, 雖然整體台北縣就讀大學的比例略低於全台灣的平均值, 但是中永和新店的居民成為台大學生的機率與機率最高的台北市類似, 三重、板橋和新莊成為台大學生的機率也略高於其他省轄市的機率, 台北縣其他鄉鎮則與其他省轄縣成為台大學生的機率約略相同。

$f(\cdot)$ 是標準常態分配的機率密度函數。最後，由於 probit 模型中邊際效果的衡量與所選擇的解釋變數的值息息相關，我們使用 1978–2001 年所有樣本之解釋變數的平均值，而不是各個分組樣本中解釋變數的平均值，作為衡量邊際效果的基準，以觀察在「其他條件不變」之下，各個家庭背景變數對個人升學機率的影響，如何隨升學機會的增加而變化。¹¹

表 2 是 probit 迴歸分析的結果，表中的數值是經過轉換後的邊際效果。由於樣本數相當大，所有的係數在 1% 顯著水準之下都是顯著的。首先，表 2 清楚顯示 1987 年以後大學擴張對大學就學機會的影響。各個期間上大學的比例，以 1987 年為界，前期的比例只由 1978–1981 年的 8.23%，微幅增加至 1982–1986 年的 9.04%。1987 年以後，隨著大學擴張，上大學比例也就快速上升。後三個 5 年期間，1987–1991 年增加至 11.75%，1992–1996 年再增加為 17.37%，到了 1997–2001 年更增加至 25.09%，比 1978–1981 年間增加了 16.86%，上大學的機會成長了大約 2 倍。

其次，在主要的家庭背景因素方面，父親教育年數的影響在 1987 年以前分別為 1.44% 和 1.32%。相較於 1982–1986 年，1987 年以後此一影響穩定增加，由 1.35% 先增為 1.61%，最後再增至 1.88%。1978–1981 年至 1997–2001 年間總計增加了 0.44%。如果換算為父親為大學畢業和父親為高中畢業、教育年數相差 4 年的差距，由 1978–1981 年的 5.76% 增為 1997–2001 年的 7.52%，相較於父親高中畢業，父親大學畢業者的優勢增加了 1.76%。¹² 母親教育年數的影響在 1987 年以前分別為 0.84% 和 0.81%，1987 年以後則變為的 0.83%、1.21% 和 1.42%。1978–1981 年至 1997–2001 年間總計增加了 0.58%。

如同過去研究所發現，表 2 也顯示，在控制了父母職業為老師的影響之後，雖然父或母為公務員的邊際影響沒有明顯的變化趨勢，但是公務員子女的教育程度仍然比較高，其影響約在 1.44% 至 3.24% 之間。另一方面，父或母為老師的影響，在大學就學機會擴張之後，的確有相當顯著的變化。雖然我國的教師有相當高的比例是受政府雇用，但是仍有許多不是受政府雇用的私立學校教師。在控制了公務員身份之後，父母為老師的影響由 1987 年以前

¹¹ 感謝簡錦漢教授對這個問題的指正。後面以各年為單位所做的分析，也是相同的計算方式，即在 1978–2001 年全部樣本的解釋變數之平均值，衡量家庭背景變數的邊際效果。

¹² 我們也做了另外一組以父母親教育程度的虛擬變數為解釋變數的迴歸模型，相較於父親高中畢業，父親大學畢業的優勢在 5 個期間分別為 4.98%、7.10%、5.33%、11.27% 和 15.58%，1978–2001 年間父親大學畢業的優勢增加了 10.60%。

表 2: 家庭背景對就讀大學的邊際效果¹

	1978–1981	1982–1986	1987–1991	1992–1996	1997–2001
大學比例 (%)	8.23	9.04	11.75	17.37	25.09
20 歲 ²	0.0344 (0.0002)**	0.0330 (0.0002)**	0.0388 (0.0002)**	0.0469 (0.0002)**	0.0533 (0.0002)**
21 歲	0.0417 (0.0002)**	0.0406 (0.0002)**	0.0508 (0.0002)**	0.0560 (0.0002)**	0.0690 (0.0002)**
22 歲	0.0449 (0.0002)**	0.0416 (0.0002)**	0.0551 (0.0002)**	0.0698 (0.0002)**	0.0773 (0.0002)**
男性	0.0191 (0.0001)**	0.0139 (0.0001)**	-0.0091 (0.0001)**	-0.0081 (0.0001)**	-0.0176 (0.0001)**
父親教育年數	0.0144 (0.0000)**	0.0132 (0.0000)**	0.0135 (0.0000)**	0.0161 (0.0000)**	0.0188 (0.0000)**
母親教育年數	0.0084 (0.0000)**	0.0081 (0.0000)**	0.0083 (0.0000)**	0.0121 (0.0000)**	0.0142 (0.0000)**
父或母為公務員	0.0253 (0.0002)**	0.0324 (0.0002)**	0.0224 (0.0002)**	0.0144 (0.0002)**	0.0264 (0.0002)**
父或母為老師	0.0074 (0.0003)**	0.0147 (0.0003)**	0.0401 (0.0003)**	0.0838 (0.0005)**	0.1175 (0.0006)**
台北市 ³	0.0418 (0.0003)**	0.0470 (0.0003)**	0.0497 (0.0002)**	0.0365 (0.0003)**	0.1128 (0.0003)**
中永和新店	0.0338 (0.0005)**	0.0292 (0.0004)**	0.0239 (0.0003)**	0.0076 (0.0003)**	0.0514 (0.0004)**
三重板橋新莊	0.0308 (0.0004)**	0.0200 (0.0004)**	0.0164 (0.0003)**	-0.0002 -0.0003	0.0597 (0.0004)**
台北縣其他鄉鎮	-0.0158 (0.0003)**	-0.0149 (0.0003)**	-0.0088 (0.0003)**	-0.0281 (0.0003)**	0.0251 (0.0004)**
高雄市	0.0345 (0.0003)**	0.0189 (0.0003)**	0.0277 (0.0003)**	-0.0016 (0.0003)**	0.0343 (0.0003)**
省轄市	0.0461 (0.0002)**	0.0511 (0.0002)**	0.0359 (0.0002)**	0.0334 (0.0002)**	0.0479 (0.0002)**
北部 ⁴	0.0344 (0.0004)**	0.0253 (0.0004)**	0.0167 (0.0003)**	0.0336 (0.0004)**	0.0203 (0.0005)**
中部	0.0329 (0.0004)**	0.0200 (0.0004)**	0.0088 (0.0003)**	0.0234 (0.0004)**	0.0331 (0.0005)**
南部	0.0361 (0.0004)**	0.0309 (0.0004)**	0.0125 (0.0003)**	0.0296 (0.0004)**	0.0459 (0.0005)**
樣本數	110,941	137,458	135,313	104,670	95,956
Pseudo R ²	0.1865	0.1603	0.1398	0.1293	0.1266

¹ 括弧中為標準差。** 表示在1%的顯著水準下估計值顯著異於0。² 對照組為年齡 19 歲者。³ 對照組為其他縣分。⁴ 對照組為東部地區。

的0.74%和1.47%，增為後來1987–1991年的4.01%，1992–1996年急速增為8.38%，1997–2001年則已經高達11.75%。換言之，大學就學比例提高所增加的升學機會，有相當大的部分是由老師的子女所獲得。由於我們已經控制了「父或母為公務員」及文獻上通常以其代表教育補助費的影響，「父或母為老師」為什麼仍然存在優勢，是否因為老師有較多的管道可以取得與升學相關的訊息，抑或是老師比較瞭解如何為子女安排升學的準備，還是有其他原因，這是一個有趣而值得進一步研究的問題。

此外，在其他關於人口特性的變數方面，雖然每個人的小學入學年齡大致都相同，但是重考仍然可以增加就讀大學的機會，我們也在解釋變數中加入20–22歲的虛擬變數。如同預期，相較於19歲，年齡20–22歲者都有較高機率就讀於大學，而且此一優勢在大學擴張之後也有增加的趨勢。舉例而言，1987年以前，相對於19歲者，22歲者就讀大學的機率只多了4.49%和4.16%，1987年以後的三個期間則分別增為5.51%、6.98%和7.73%。另外，就讀大學機率的性別差異，在大學擴張之後的反轉是一相當顯著的變化。男女差異的縮小在大學擴張以前就是一個長期的趨勢，即使在1987年以前，男生的優勢已經由1978–81年的1.91%減為1982–86年的1.39%，1987年以後的三個期間男生的優勢完全喪失，女生就讀大學的機率反而比男生為高，女生分別高了0.91%、0.81%和1.76%，女生的優勢反而有擴大的趨勢。

在區域差異方面，我們除了控制東、西、南、和北區之外，我們也控制了縣市差異。相較於台灣省其他縣分，台北市的優勢有相當顯著的變化，尤其在最後一個期間，1997–2001年時台北市的優勢增加為11.28%。類似的情況也在中永和新店和三重板橋新莊的優勢上，此二個變數在前三個期間的優勢都在1–3%之間，但在1997–2001年時，分別增為5.14%和5.97%。有趣的是，雖然同屬於台北縣，中永和新店和三重板橋新莊以外的台北縣其他鄉鎮，上大學的機率在1996年以前其實比台灣省其他縣分為低，只在最後一期時取得了2.51%的優勢。最後，相較於東部地區，各地區雖然沒有明顯的長期趨勢，北、中、南區還是保有明顯的優勢，東部地區在就讀大學的機率上還是明顯地處於劣勢。

接下來，我們以1978至2001年間，24個單一年為單位，進行迴歸分析，比較主要家庭背景變數對個人就讀大學機率的邊際效果，更進一步觀察這些邊際效果如何隨各年就學比例的增加而變化。與前面相同，probit模型的邊際效

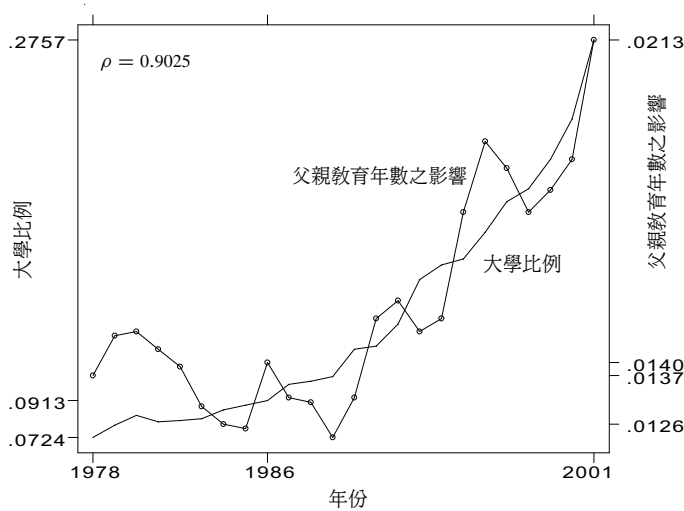


圖 2: 大學比例與父親教育年數之影響

果,也是在1978–2001年全部樣本的平均數上所衡量的。圖2的二條曲線分別顯示1978–2001年間,19–22歲人口就讀大學的比例和probit迴歸分析中父親教育年數的邊際效果。圖2中就讀大學的比例在1978年為7.24%,1986年仍為9.13%,大學開始擴張的1987年增為9.95%,到了2001年則擴張至27.57%,比1978年增加了20.33%,增幅約為2.8倍。

在家庭背景變數對上大學機率的影響方面,父親教育年數對上大學機率的邊際效果,在1978年為1.37%,1979–1985年間略有起伏,1986年時為1.40%。之後,隨著整體大學錄取機率的增加,此一邊際效果也同步增加,至2001年增為2.13%,比1978年時增加了0.76個百分點,增幅大約55%。

圖2兩條曲線的走勢,清楚地說明了大學錄取比例與父親教育年數的邊際效果之間,呈現高度的正相關,相關係數高達0.9025。另外,值得注意的是,父親教育年數的邊際效果的增幅為55%,低於大學比例所增加的2.8倍。也就是說,如同前一節理論模型的說明,當大學就學機會由偏低的7.24%開始增加時,父親教育年數對個人就學機率的邊際效果會增加,但是增加的幅度會遞減。此外,母親教育年數的邊際效果方面,1978年時為0.94%,1986年為0.72%,到了2001年時已經增加至1.54%,增幅約為64%。母親教育年數的邊際效果也

許錄取機率呈正相關，相關係數也高達0.9185。

在其他解釋變數方面，歷年的邊際效果與前面以5年為期的結果類似。年齡為20、21與22歲者都比19歲的人有較高的就讀大學的機率；台北市、中永和新店、三重新莊板橋、高雄市和省轄市都比其他各縣份有較高的上大學機率。台北縣其他鄉鎮在1996年以前上大學的機率比台灣省的其他縣份為低，1997年以後才取得優勢。北部、中部和南部地區上大學的機率也都比東部地區為高。父或母為公務員，和父或母為老師者，上大學機率也都比較高。

而在長期趨勢方面，有幾個變數的邊際影響與大學就學比例高度相關。首先，男性的邊際效果逐年遞減，男性在1978年仍有2.63%的優勢，1987年下降至0.21%，1988年起男性的邊際效果轉為負，1988年為-0.63%，2001年則已經降至-2.01%，此時女性上大學機率已經超越男性，男性的邊際效果與錄取比例之間的相關係數為-0.7975。其次，在控制了父或母為公務員的影響以及其他解釋變數之後，圖3顯示，父母為教師的影響力也隨著錄取比例的提高而增強。父或母為教師的邊際影響，在1978年只有0.41%，1986年時雖然增加，但也只有1.37%，1987年起則快速增加，1987年時增為3.09%，2001年則已經增至11.82%，2000年時更高達14.18%。大學就學比例和父或母為教師的邊際效果之間的相關係數也高達0.9512。

最後，城鄉差異尤其是台北市的影響相當明顯，台北市的邊際效果與大學就學比例的變化息息相關。相較於其他縣份，台北市的優勢在1978年時只有2.24%，1986年時的優勢也只有3.31%，其後優勢持續增加，2001年時增至12.92%，台北市的邊際效果與大學就學比例之間的相關係數也達到0.7710。同樣地，相較於其他縣份，居住在中永和新店、三重板橋新莊、台北縣其他鄉鎮市、高雄市、省轄市的優勢，在2001年時也分別都達到8.92%、9.44%、2.56%、4.23%和6.64%。最後，在控制了上述縣市的差異之後，相較於東部地區，北、中、南部地區的優勢，在2001年時分別為4.02%、6.67%和6.68%。

為了更具體瞭解各種家庭背景學生，上大學機率的長期變化，我們使用上面歷年的迴歸結果，計算幾種不同家庭背景學生上大學的預期機率。我們將年齡設定為19歲，性別為男性，計算了以下幾種不同居住地，父母教育程度和父母職業屬性的預期機率，結果如圖4。

- (a) 東部，父母國中畢業，非公務員，非老師。
- (b) 東部，父母高中畢業，非公務員，非老師。

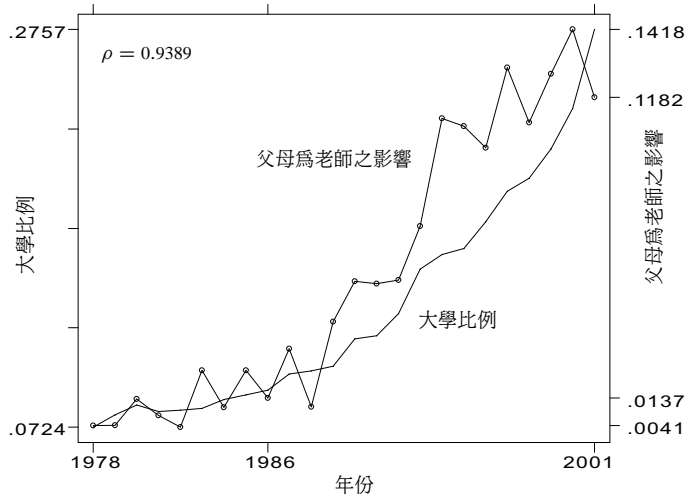


圖 3: 大學比例與父母為老師之影響

- (c) 北市, 父母高中畢業, 非公務員, 非老師。
- (d) 北市, 父母大學畢業, 非公務員, 非老師。
- (e) 北市, 父母大學畢業, 公務員, 非老師。
- (f) 北市, 父母大學畢業, 公務員, 老師。

圖 4 顯示, 在 1987 年以前, 家庭背景對上大學機率的影響相當穩定, 但沒有明顯的趨勢。圖 4 的左側座標表示 1986 年時的預期機率, 當時 (a)–(f) 類學生上大學的機率分別為 7.10%、14.81%、26.58%、47.58%、53.93% 和 57.32%, 相鄰兩類之間的差距分別可以視為高中畢業、台北市、父母大學畢業、父母為公務員和父母為老師的優勢, 其中尤以父母大學畢業的優勢最為明顯。1987 年大學擴張之後, 由圖 4 可以看出, 除了公務員身份之外, 台北市、父母大學畢業和父母為老師的影響逐漸擴大。到了 2001 年, 住在東部, 父母皆非公務員或老師, 父母國中畢業者, 上大學機率仍只有 13.75%。同樣住在東部, 父母皆非公務員或老師, 父母高中畢業者, 上大學機率則為 24.64%。反觀住在台北市、父母大學畢業、父母為公立學校老師者, 上大學機率高達 83.18%, 即使住在台北市、父母大學畢業但不是公務員或老師者, 上大學機率也有 66.34%。

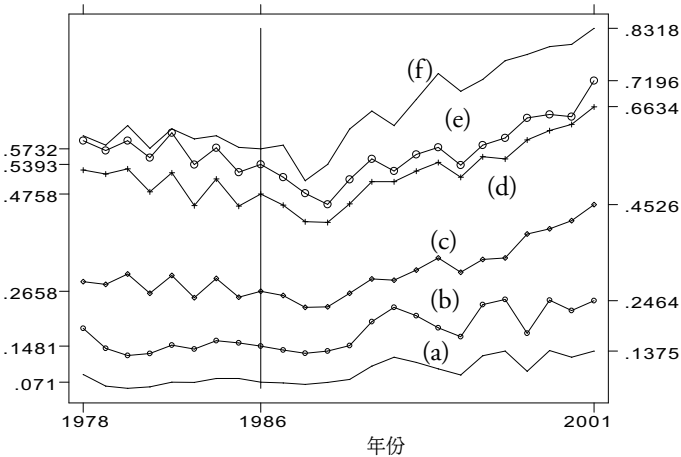


圖 4: 各種家庭背景上大學的預期機率

綜合而言，當大學就學機會由相對低的7.24%開始，增加至27.57%時，父母親教育程度、父母親為老師以及居住在台北市等各項代表家庭背景變數的邊際效果都隨之增加，其邊際效果都與大學就學比例呈高度正相關，這與上一節理論模型的預期相當一致。

4 其他階段的就學機會與家庭背景

上一節我們說明了大學階段的就學機率與家庭背景之間的關係，根據第2節理論模型的說明，就學機會增加對家庭背景變數的效果之影響，與起始點之就學比例的高低有密切的關係。因此，本節將分別觀察高中職以上、國中以上和專科以上等各個階段的就學比例，在就學比例長期增加之後，家庭背景因素對個人就學機率的邊際影響將如何相應地變化。¹³

首先，圖5是1978–2001間，與上一節相同的19–22歲樣本中，學歷為高中職以上之比例，以及父親教育年數對子女是否就讀高中職以上的邊際效果。圖5顯示，當就讀比例由1978年的48.22%，1979年越過50%為50.90%，持續增加至2001年的90.45%時，父親教育年數的邊際影響雖在1978–1980年間，由

¹³我們也做了與表2類似，以5年為單位，針對各個升學階段的迴歸分析，結果列於附表1至附表3。

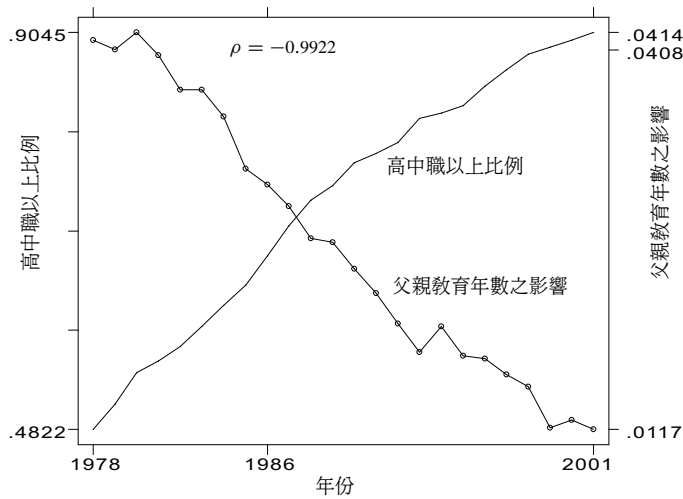


圖 5: 高中職以上比例與父親教育年數之影響

4.08% 小幅增加至 4.14%，1981 年起持續穩定下降，2001 年時只剩下 1.17%，兩者相關係數為 -0.9922 。更有趣的是，雖然在第 2 節的討論中，我們只知道當就學機會由低點持續增加時，家庭背景因素的影響應該會先增後減，但是轉折點在何處我們並無從得知。但是由高中職以上就學階段這個例子看來，50% 附近似乎存在一個轉折點。如果我們只計算 1980–2001 年間，當錄取比例越過 50% 之後的資料，這兩條曲線的相關係數更高達 -0.9951 。在母親教育年數的邊際效果方面，隨著高中職以上比例的增加，邊際效果由 1978 年的 2.60%，下降至 2001 年的 0.95%，相關係數也同樣高達 -0.9815 。

其次，圖 6 是 1978–2001 間，與前面相同的 19–22 歲樣本中，升學至國中以上之比例，以及父親教育年數對子女是否就讀國中以上的邊際效果。雖然九年國教自 1968 年開始實施，1978 年時 19–22 歲的人應該都已經是「九年國教」實施以後才自國小畢業的世代，但是剛開始時國小升國中的升學率並沒有立刻達到 100%。圖 6 顯示，1978 年時，就讀國中以上的比例只有 71.67%，之後隨著「九年國教」的普及，就學機率快速提高，2001 年已達 99.25%。換言之，國中以上的就學比例是由 71.68% 增加到接近 100% 的高就學階段。由第 2 節的討論可知，由於 1978 年時就學比例已經相當高，隨著就學比例的增加，父親

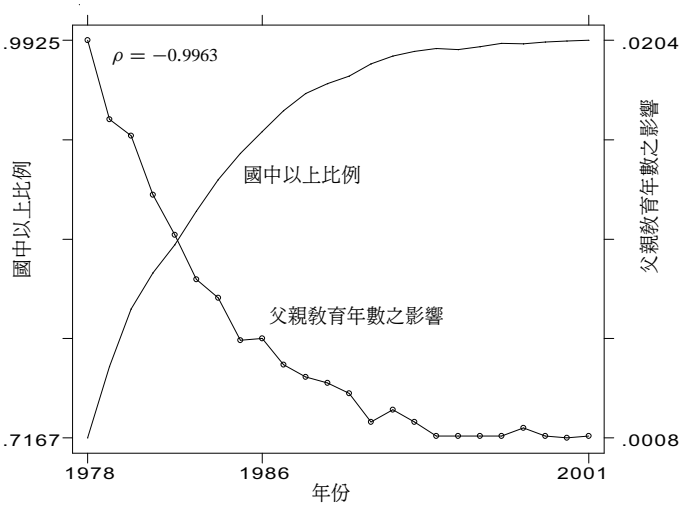


圖 6: 國中以上比例與父親教育年數之影響

教育年數的影響應會下降。果然，圖 6 顯示，父親教育年數的影響由 1978 年的 2.04%，很快地在 1983 年降至低於 1% 的 0.86%，1993 年降至 0.16%，2001 年時更只剩下 0.09%，兩者相關係數為 -0.9963 。同樣地，母親教育年數的邊際效果方面，隨著國中以上比例的增加，邊際效果由 1978 年的 1.35%，下降至 2001 年的 0.05%，相關係數也高達 -0.9963 。

最後，圖 7 是 1978–2001 年間，19–22 歲樣本中，就讀專科以上比例，以及父親教育年數對子女是否就讀專科以上的邊際效果。圖 7 顯示，就讀專科以上比例由 1978 年的 15.32%，持續增加至 2001 年的 52.15%，由相對低的就讀比例，接近並超過一半的比例。而父親教育年數的邊際效果，在 1986 年以前並不穩定，約介於 2.64% 與 3% 之間，1978 年為 2.64%，1986 年則為 2.76%。1987 年以後則成增加的趨勢，1995 年增加至之後的 3.22%，然後開始下降至 2000 年的 2.83%，2001 年的 2.90%。與其他階段相較，兩者的相關係數偏低，只有 0.4287。不過，相當有趣的是，在專科以上這個階段中，似乎可以在 1995 年，就學機率約 40% 附近觀察到一個轉折點。如果我們只計算 1987 年和 1995 年間的上升階段，相關係數也高達 0.6859。至於母親教育年數的邊際效果，在 1986 年以前，邊際效果介於 1.49% 與 1.68% 之間，1978 年為 1.68%，1986 年則

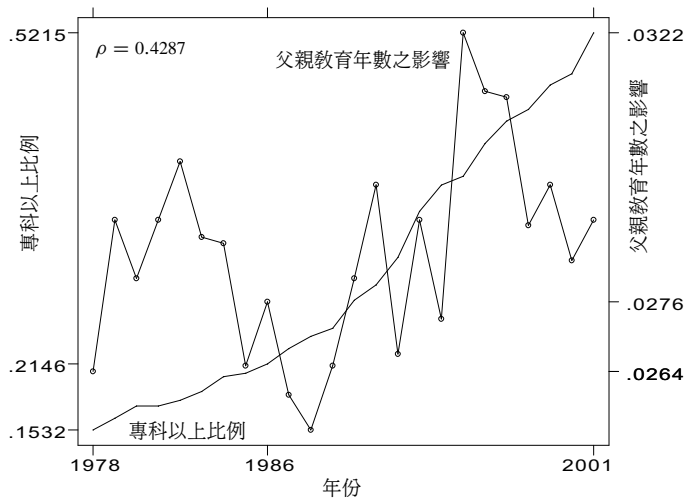


圖 7: 專科以上比例與父親教育年數之影響

為 1.49%。1987 年以後則成增加的趨勢，由 1987 年的 1.57%，增至 2001 年的 1.98%，與專科以上比例之相關係數為 0.5279。

與前面幾個階段相比，專科階段的趨勢較不穩定，這一方面可能是因為就讀專科以上的比例較屬於分配的中間部分，不像大學或國中以上的階段，其比例處於偏低和偏高的兩端，而是處於邊際影響較可能由增加轉為減少的階段。另一方面，也可能是因為專科以上的階段，實際上包含了「國中升高中再升大學」、「國中升高職再升三專」和「國中升五專」等經由各種不同升學管道的結果，使得家庭背景對升學機率的影響不似其他幾個階段純粹。

綜合言之，在高中職以上、國中以上和專科以上的就學階段，當就學機會增加時，家庭背景因素的影響會增強或減弱，視當時就學比例的高低而定，與第 2 節中簡單模型的說明一致。換言之，當就學比例偏低時，隨著就學比例提高，家庭背景因素的影響會增強；相反地，當就學比例偏高時，背景因素的影響會減弱。我們的實證結果也顯示，背景因素的影響先增後減的轉折點大約是在就學比例為 40–50% 附近。

5 結論

本文探討家庭背景因素對個人就學機率的影響，如何隨著整體就學機會的增加而變化，尤其是1987年大學快速擴張之後，家庭背景因素對個人就讀大學機率的影響如何變化。

首先，我們以一簡單的理論模型說明，就學機會增加之後，家庭背景因素對個人就學機率的影響，視當時就學機會的多寡而定。當就學機會偏低時，升學窄門的開啓會使得家庭背景的影響力增強。反之，當就學機會足夠多時，就學機會的繼續增加，則會使家庭背景的影響力減弱。

其次，使用1978–2001年各月份的「人力資源調查」進行迴歸分析，結果與上述理論模型的預期相當一致。在就讀大學的階段，隨著就學比例由7.24%增加至27.57%，以父母親教育程度所代表的家庭背景變數，其影響力都持續增加。相反的，在高中職以上和國中以上的升學階段，當就學比例分別由48.22%和71.67%開始增加至90.45%和99.25%時，父母親教育年數的影響力則持續減弱至幾乎為零。而在專科以上的升學階段，雖然在1986年以前，父親教育年數的影響並不穩定，但在1987年以後，隨著就學比例的增加，父親教育年數的邊際效果先是增加，到了1995年就學比例超過40%時，則開始下降。

再者，就大學教育階段而言，我們發現父親教育年數、母親教育年數、父或母為老師以及居住於台北市等變數，其邊際影響增加的走勢幾乎與整體大學升學機會的增加亦步亦趨，尤其是父母為老師的影響。在控制了公務員身份(或可代表教育補助費)的影響之後，父母為老師的影響，在1997–2001年間甚至高達11.75%，比父母親教育程度為大學與高中畢業之影響力的差異都大。

總的來說，1987年以來大學擴張所增加的就學機會，並不是平均分配在各種家庭背景的學生之間。除了本文所發現上大學機率與家庭背景息息相關，且家庭背景的影響隨升學機會增加而日益重要之外，我們也可以由家庭所得的角度來觀察此一現象。表3以1979–1999年「家庭收支調查」的資料，計算不同所得家庭中，19–22歲人口上大學的比例。

表3中全體家庭中上大學的比例略高於表2中同一完整期間的比例，主要是因為「家庭收支調查」為年資料，靜態資料如學歷以每年年底的資料為準，前面所用的歷年各月「人力資源調查」則以每月月中的資料為準。表3再度顯示，1987年以後全體家庭中上大學的比例快速增至1997–99年的25.2%。¹⁴

¹⁴由於「家庭收支調查」中不包含未升學而去當兵的役男，以樣本直接計算會高估升大學比

表 3: 19–22 歲就讀大學比例依家庭所得分¹

	全體家庭 (%)	五等分位				
		一 (低)	二	三	四	五 (高)
1979–1981	9.0	3.9	6.8	8.7	10.2	15.3
1982–1986	9.7	4.4	7.4	9.0	10.7	16.6
1987–1991	12.1	8.5	10.2	11.8	12.2	17.1
1992–1996	17.7	14.7	15.1	15.7	17.6	25.2
1997–1999	25.2	19.8	21.6	24.3	23.5	36.6

¹ 資料來源: 1979–1999年《家庭收支調查》。

另一方面，高低所得家庭中上大學比例的差異也相當明顯。1979–1981年間，最低所得家庭中只有3.9%的人口就讀大學，最高所得家庭則有15.3%，相差11.4%。隨著大學機會的擴張，1997–1999年間，最低所得家庭中就讀大學的比例雖然增為19.8%，最高所得家庭36.6%，差異擴大為16.8%。

整體教育機會的增加，讓評估自己值得投資且想要投資在人力資本上的人都有上大學的機會，當然有助於人力資本的提高，對社會整體而言也是符合效率性的。但是，長期以來政府管制就學機會並且積極介入辦學的作法，配合所謂的「低學費」政策，1987年以前一方面限制了90%以上的人上大學的機會，一方面其實也不斷進行所得的反向重分配。事實上，「低學費」政策並不表示大學的成本真的便宜，只是由其他納稅人來補貼子女考上大學的家庭。補貼的額度，又有公立學校的差別，公立學校每個學生所接受的補貼又遠大於私立學校每個學生接受的補貼。大學擴張之後，雖然升學機會的限制舒緩許多，但是所得的反向重分配仍然存在。

這樣的價格結構不但使得公立學校的辦學永遠處於優勢地位，導致公立大學的效率不彰，也形成了相當不合理的學費負擔制度。在此結構之下，家庭背景好的學生，在聯考中(或其他入學方式)有最好的成績，考上公立學校並負擔最少的學費、較多的補貼而享有最好的教育品質；家庭背景稍差的學生，考試

例，需要進一步修正。由於女性不需當兵，樣本中男女之性比例偏低。因此，我們以歷年戶籍統計中19–22歲男女人口數所得的性比例，和樣本中的性比例比較之後，認定不在樣本中的19–22歲男性都未上大學，再算出表3中修正後的上大學比例。

成績較差,就考上私立學校並負擔較多的學費但有極少的政府補助,而享有較差的教育品質;至於家庭背景最差的學生,或者國中畢業之後就被「分流」去念高職而沒有機會參加大學入學考試,或者聯考成績最差而沒有機會念大學,雖然大學教育仍然可以提高他個人的生產力,也只好早早投入職場,賺錢繳稅來補貼當年「考試成績」較好的同學們上大學。

因此,政府在擴大大學教育機會的同時,應該進一步改變這套長期存在的不合理學費負擔制度,一方面減少對公立學校學生的補貼,以反映合理的教育成本,另一方面可拉平公私立學校間的競爭差距,提升大學的辦學效率。至於許多人相當關心的,部分學生因家庭所得限制而無法上大學的憂慮,則可以使用因減少對公立學校補助而節省下來的經費,辦理就學貸款甚至補貼低所得家庭學生的貸款利息,並設立獎學金來解決。讓「值得」念大學,想念大學的人都有機會念大學,必然是符合效率性的。

附錄

附表 1: 家庭背景對就讀高中職以上的邊際效果¹

	1978–1981	1982–1986	1987–1991	1992–1996	1997–2001
高中職以上比例 (%)	55.10	64.88	78.07	85.90	91.81
20 歲 ²	-0.0119 (0.0003)**	-0.0094 (0.0002)**	-0.014 (0.0002)**	-0.015 (0.0002)**	-0.0027 (0.0002)**
21 歲	-0.018 (0.0003)**	-0.0279 (0.0002)**	-0.023 (0.0002)**	-0.0222 (0.0002)**	-0.0041 (0.0002)**
22 歲	-0.0238 (0.0003)**	-0.0324 (0.0002)**	-0.0289 (0.0002)**	-0.0208 (0.0002)**	-0.0033 (0.0002)**
男性	0.0729 (0.0002)**	0.0106 (0.0002)**	-0.0488 (0.0001)**	-0.0956 (0.0001)**	-0.0881 (0.0001)**
父親教育年數	0.0406 (0.0000)**	0.0343 (0.0000)**	0.0252 (0.0000)**	0.0183 (0.0000)**	0.0134 (0.0000)**
母親教育年數	0.0232 (0.0000)**	0.0195 (0.0000)**	0.0137 (0.0000)**	0.0097 (0.0000)**	0.0084 (0.0000)**
父或母為公務員	0.1327 (0.0003)**	0.1053 (0.0002)**	0.0579 (0.0002)**	0.036 (0.0002)**	0.0352 (0.0002)**
父或母為老師	0.0494 (0.0011)**	0.0834 (0.0009)**	0.0779 (0.0007)**	0.0181 (0.0008)**	0.0258 (0.0009)**
台北市 ³	0.0938 (0.0004)**	0.0818 (0.0003)**	0.0801 (0.0002)**	0.0628 (0.0002)**	0.0338 (0.0002)**
中永和新店	0.1012 (0.0006)**	0.1098 (0.0004)**	0.068 (0.0003)**	0.053 (0.0003)**	0.0252 (0.0003)**
三重板橋新莊	0.0331 (0.0006)**	0.006 (0.0005)**	0.0371 (0.0003)**	0.0162 (0.0003)**	0.0151 (0.0002)**
台北縣其他鄉鎮	-0.0973 (0.0006)**	-0.0962 (0.0005)**	-0.0565 (0.0004)**	-0.0311 (0.0004)**	-0.0191 (0.0003)**
高雄市	0.1159 (0.0004)**	0.1001 (0.0003)**	0.0741 (0.0002)**	0.0606 (0.0002)**	0.0371 (0.0002)**
省轄市	0.0911 (0.0003)**	0.0881 (0.0002)**	0.0621 (0.0002)**	0.0496 (0.0002)**	0.0147 (0.0002)**
北部 ⁴	0.0621 (0.0005)**	0.0896 (0.0004)**	0.0527 (0.0004)**	0.0559 (0.0004)**	0.0498 (0.0003)**
中部	-0.0031 (0.0005)**	0.0178 (0.0004)**	0.0124 (0.0004)**	0.0343 (0.0003)**	0.0378 (0.0003)**
南部	0.0005 -0.0005	0.0271 (0.0004)**	0.0262 (0.0004)**	0.026 (0.0003)**	0.041 (0.0003)**
樣本數	110,941	137,458	135,313	104,670	95,956
Pseudo R ²	0.1723	0.1526	0.1257	0.1192	0.1371

¹ 括弧中為標準差。**表示在1%的顯著水準下估計值顯著異於0。

² 對照組為年齡 19 歲者。

³ 對照組為其他縣分。

⁴ 對照組為東部地區。

附表 2: 家庭背景對就讀國中以上的邊際效果¹

	1978-1981	1982-1986	1987-1991	1992-1996	1997-2001
國中以上比例 (%)	80.08	90.74	97.06	98.99	99.47
20 歲 ²	-0.0200 (0.0002)**	-0.0081 (0.0001)**	-0.0031 (0.0001)**	-0.0017 (0.0001)**	-0.0012 (0.0000)**
21 歲	-0.0328 (0.0002)**	-0.0175 (0.0001)**	-0.0070 (0.0001)**	-0.0031 (0.0001)**	-0.0008 (0.0000)**
22 歲	-0.0581 (0.0002)**	-0.0256 (0.0001)**	-0.0083 (0.0001)**	-0.0033 (0.0001)**	-0.0027 (0.0001)**
男性	0.0936 (0.0001)**	0.0454 (0.0001)**	0.0086 (0.0000)**	-0.0025 (0.0000)**	-0.0032 (0.0000)**
父親教育年數	0.0167 (0.0000)**	0.0078 (0.0000)**	0.0032 (0.0000)**	0.0014 (0.0000)**	0.0010 (0.0000)**
母親教育年數	0.0106 (0.0000)**	0.0050 (0.0000)**	0.0023 (0.0000)**	0.0008 (0.0000)**	0.0007 (0.0000)**
父或母為公務員	0.0576 (0.0001)**	0.0254 (0.0001)**	0.0015 (0.0001)**	0.0025 (0.0001)**	0.0006 (0.0001)**
父或母為老師	0.0391 (0.0007)**	0.0293 (0.0004)**	0.0121 (0.0002)**	-0.0087 (0.0003)**	-0.0017 (0.0003)**
台北市 ³	-0.0040 (0.0003)**	-0.0085 (0.0002)**	-0.0088 (0.0001)**	-0.0018 (0.0001)**	-0.0007 (0.0001)**
中永和新店	0.0120 (0.0004)**	0.0051 (0.0002)**	-0.0021 (0.0002)**	0.0008 (0.0001)**	0.0015 (0.0001)**
三重板橋新莊	-0.0404 (0.0004)**	-0.0337 (0.0003)**	-0.0211 (0.0002)**	-0.0039 (0.0001)**	-0.0003 (0.0001)**
台北縣其他鄉鎮	-0.1080 (0.0005)**	-0.0700 (0.0003)**	-0.0338 (0.0002)**	-0.0139 (0.0002)**	-0.0019 (0.0001)**
高雄市	0.0521 (0.0002)**	0.0219 (0.0001)**	0.0066 (0.0001)**	0.0039 (0.0001)**	0.0029 (0.0001)**
省轄市	0.0074 (0.0002)**	0.0038 (0.0001)**	0.0009 (0.0001)**	-0.0010 (0.0001)**	0.0012 (0.0000)**
北部 ⁴	0.0735 (0.0003)**	0.0483 (0.0002)**	0.0219 (0.0001)**	0.0114 (0.0001)**	0.0082 (0.0001)**
中部	0.0239 (0.0002)**	0.0182 (0.0001)**	0.0098 (0.0001)**	0.0076 (0.0001)**	0.0065 (0.0000)**
南部	0.0138 (0.0003)**	0.0193 (0.0001)**	0.0111 (0.0001)**	0.0059 (0.0001)**	0.0069 (0.0001)**
樣本數	110,941	137,458	135,313	104,670	95,956
Pseudo R ²	0.1501	0.1245	0.0758	0.0591	0.0846

¹ 括弧中為標準差。**表示在1%的顯著水準下估計值顯著異於0。

² 對照組為年齡 19 歲者。

³ 對照組為其他縣分。

⁴ 對照組為東部地區。

附表 3: 家庭背景對就讀專科以上的邊際效果¹

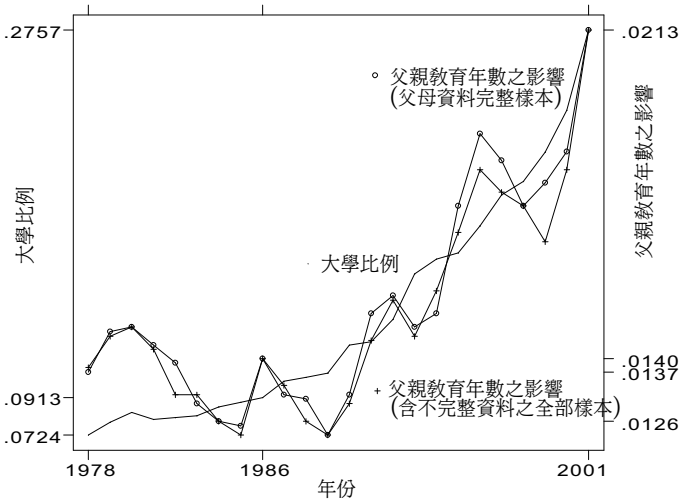
	1978–1981	1982–1986	1987–1991	1992–1996	1997–2001
專科以上比例 (%)	17.78	21.11	27.92	40.73	51.68
20 歲 ²	0.0546 (0.0003)**	0.0794 (0.0002)**	0.0884 (0.0002)**	0.0990 (0.0003)**	0.1193 (0.0003)**
21 歲	0.0540 (0.0003)**	0.0731 (0.0002)**	0.1013 (0.0002)**	0.0954 (0.0003)**	0.1286 (0.0003)**
22 歲	0.0627 (0.0003)**	0.0731 (0.0003)**	0.1021 (0.0002)**	0.0971 (0.0003)**	0.1410 (0.0003)**
男性	0.0608 (0.0002)**	0.0475 (0.0002)**	-0.0031 (0.0002)**	-0.0552 (0.0002)**	-0.1124 (0.0002)**
父親教育年數	0.0281 (0.0000)**	0.0283 (0.0000)**	0.0273 (0.0000)**	0.0292 (0.0000)**	0.0295 (0.0000)**
母親教育年數	0.0160 (0.0000)**	0.0157 (0.0000)**	0.0148 (0.0000)**	0.0171 (0.0000)**	0.0191 (0.0000)**
父或母為公務員	0.0532 (0.0003)**	0.0653 (0.0003)**	0.0574 (0.0003)**	0.0446 (0.0003)**	0.0477 (0.0003)**
父或母為老師	0.0175 (0.0006)**	0.0255 (0.0005)**	0.0475 (0.0005)**	0.0524 (0.0007)**	0.0728 (0.0008)**
台北市 ³	0.1006 (0.0004)**	0.0945 (0.0004)**	0.0973 (0.0003)**	0.0568 (0.0004)**	0.1204 (0.0004)**
中永和新店	0.0660 (0.0007)**	0.0723 (0.0005)**	0.0623 (0.0005)**	0.0541 (0.0005)**	0.0748 (0.0005)**
三重板橋新莊	0.0661 (0.0006)**	0.0572 (0.0005)**	0.0460 (0.0004)**	0.0256 (0.0005)**	0.0812 (0.0004)**
台北縣其他鄉鎮	-0.0171 (0.0005)**	-0.0243 (0.0004)**	-0.0204 (0.0005)**	-0.0402 (0.0005)**	0.0310 (0.0005)**
高雄市	0.0831 (0.0004)**	0.0701 (0.0004)**	0.0802 (0.0004)**	0.0420 (0.0004)**	0.0698 (0.0004)**
省轄市	0.0826 (0.0003)**	0.0922 (0.0003)**	0.0632 (0.0003)**	0.0677 (0.0003)**	0.0743 (0.0003)**
北部 ⁴	0.0754 (0.0006)**	0.0551 (0.0005)**	0.0746 (0.0005)**	0.0766 (0.0006)**	0.0744 (0.0007)**
中部	0.0706 (0.0006)**	0.0605 (0.0005)**	0.0627 (0.0005)**	0.0670 (0.0006)**	0.0846 (0.0007)**
南部	0.0705 (0.0006)**	0.0520 (0.0005)**	0.0546 (0.0005)**	0.0528 (0.0006)**	0.0778 (0.0007)**
樣本數	110,941	137,458	135,313	104,670	95,956
Pseudo R ²	0.1786	0.1511	0.1180	0.0905	0.1006

¹ 括弧中為標準差。** 表示在1%的顯著水準下估計值顯著異於0。

² 對照組為年齡 19 歲者。

³ 對照組為其他縣分。

⁴ 對照組為東部地區。



附圖 1: 大學比例與父親教育年數之影響

參考文獻

- 內政部 (1974, 1986, 1990, 2001), 《台閩地區人口統計》。
- 林荔華 (1982), 《教育與經濟公平: 教育機會、家庭背景與個人所得之分析》, 台大經濟系碩士論文。
- 林忠正·林鶴玲 (1993), “台灣地區各族群的經濟差異”, 張茂桂等著, 《族群關係與國家認同》, 101-160, 台北: 業強出版社。
- 吳乃德 (1997), “台灣階級流動的族群差異及原因”, 《台灣社會學研究》, 1, 137-167。
- 教育部 (2001), 《中華民國教育統計》。
- 張清溪 (1995), “九十年來的台灣學校教育”, 載於梁國樹編《台灣經濟發展論文集》, 403-445, 台北: 時報出版社。
- 楊瑩 (1982), “從大專學生家庭背景論照顧低收入家庭子女就學之途徑”, 《社會建設》, 46, 57-69。
- 蔡裕敏 (1982), “台灣大專學生家庭背景分析”, 《台銀季刊》, 33(4), 243-269。
- 蔡淑鈴 (1988), “社會地位取得: 山地、閩客、及外省之比較”, 載於楊國樞與瞿海源編《變遷中的台灣社會》, 頁1-44, 台北: 中央研究院民族學研究所專刊乙種第20號。

- 駱明慶 (2001), “教育成就的省籍與性別差異”, 《經濟論文叢刊》, 29(2), 117–152。
- 駱明慶 (2002), “誰是台大學生? — 性別、省籍與城鄉差異”, 《經濟論文叢刊》, 30(1), 113–147。
- 薛承泰 (1996), “影響國初中後教育分流的實證分析: 性別、省籍、與家庭背景的差異”, 《台灣社會學刊》, 20, 49–84。
- Becker, G.S. (1993), *Human Capital*, 3rd. ed., Chicago: University of Chicago Press.
- Chang, C.H. (1992), “Historical trends in the equality of educational opportunity in Taiwan”, *Taiwan Economic Review*, 20(1), 23–50.
- Coleman, J.S. (1988), “Social capital in the creation of human capital”, *American Journal of Sociology*, 94, S95–S120.
- Tsai, S.L. and H.Y. Chiu (1993), “Educational attainment in Taiwan: comparisons of ethnic groups”, *Proceedings of the National Science Council, ROC*, 3(2), 188–202.
- Tsai, S.L., H. Gates and H.Y. Chiu (1994), “Schooling Taiwan’s women: educational attainment in the mid-20th century”, *Sociology of Education*, 67, 243–263.

投稿日期: 2003年1月7日, 接受日期: 2003年8月14日

Educational Opportunities and Family Background in Taiwan

Ming-Ching Luoh

Department of Economics, National Taiwan University

This paper investigates how does the effect of family background on one's probability of moving upward along the educational system change as the aggregate educational opportunity increases. We use a model to illustrate that whether the increase in educational opportunity will enhance or lessen the effect of family background depends on the initial enrollment rate. When the initial enrollment rate is low, for example, the increase in the enrollment rate will make the effect of family background stronger. Empirical results from the 1978–2001 surveys are consistent with the model's predictions. The expansion of college enrollment rate increases the effect of family background on the probability of entering college. Specifically, children of teachers are more likely to get a college education by 11.75% in 1997–2001. Given that the probability of obtaining college education is positively correlated with family background, the so-called “low tuition” policy for public college are in fact a reverse income redistribution.

Keywords: educational opportunity, family background, college education, tuition.

JEL classification: H23, I21, I28, J24